骆君函，李彦恺. 数据要素市场化如何驱动农业新质生产力发展［J］. 山西农业大学学报（社会科学版），2026，25（4）：89-102.
Luo Junhan，Li Yankai. How does data factor marketization drive the development of new quality productive forces in agriculture［J］. Journal of Shanxi Agricultural University（Social Science Edition），2026，25（4）：89-102.
DOI：10.13842/j.cnki.issn1671-816X.2026.04.009

数据要素市场化如何驱动农业新质生产力发展

骆君函，李彦恺
（杭州师范大学 经济学院，浙江 杭州 311121）

摘 要：以《农业农村大数据试点方案》的实施作准自然实验，基于2012—2022年我国30个省（直辖市、自治区）的面板数据，实证检验数据要素市场化对农业新质生产力发展的影响效应及其作用机制。研究发现，数据要素市场化显著正向驱动农业新质生产力发展。机制检验结果表明，数据要素市场化可通过提升农业技术进步率、优化土地流转效率、激活农民创业活力三条路径，间接推动农业新质生产力提升。异质性分析显示：数据要素市场化对农业新质生产力的促进作用在中部与东北地区表现更为显著；相较于粮食主销区和粮食主产区，数据要素市场化对粮食产销平衡区农业新质生产力的提升效应更为明显。研究结论不仅拓展了农业新质生产力驱动因素的相关研究，也为政府因地制宜，深入推进数据要素市场化改革提供了政策指向。

关键词：数据要素；市场化；农业；新质生产力
中图分类号：F49；F323 **文献标识码：**A 文章编号：1671-816X（2026）04-0089-14

一、研究背景

农业是我国经济发展的基础产业，农业高质量发展对推进乡村振兴有重要意义。随着中国式现代化进程的日益推进，我国农业面临资源环境约束、传统经济增长方式减缓等现实困境，亟需突破固有发展格局获得新动能以革新。2025年中央一号文件提出“因地制宜发展农业新质生产力”这一发展策略，旨在基于农业特殊属性及我国国情，解决当前农业发展的若干瓶颈，为农业经济高质量发展保驾护航。农业新质生产力以技术创新为核心标识，是依托农业领域先进技术革命性突破、生产要素创新性重组及产业深度转型升级催生的先进生产力形态，通过基因编辑、良种培育等生物技术的规模化应用，以及智能农机、无人机植保、农业物联网等现代信息技术的深度渗透，推动农业生产模式从“经验驱动”向“科技驱动”的根本性跃迁。

作为驱动农业经济高质量发展的核心引擎，农业新质生产力正深刻重塑农业生产经营范式，为农业提质增效、农民持续增收及农村全面振兴注入强劲动力。与此同时，数字经济的迅猛发展推动数据成为基础性战略资源与关键性生产要素，其对生产力发展底层逻辑的重构作用日益凸显。2020年3月，中共中央、国务院印发《关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》，明确提出加快培育数据要素市场，破除要素自由流动的体制机制障碍；2023年12月，国家数据局联合多部门发布《“数据要素×”三年行动计划（2024—2026年）》，进一步确立了数据要素作为第五大生产要素在国家科技战略实施中的核心地位。理论上，数据要素市场化可以通过重构农业生产要素、重构创新生态、促进产业升级驱动农业新质生产力发展。而现有文献虽然聚焦明确了数据要素市场化在企业创新、全要素生产率、产业现代化等方面的积极影响[1-3]，并验证了农业新质生产力发展中组织创新、财政支持的重要推力作用[4-5]，但尚未系统厘清数据要素市场化在农业新质生产力培育中的具体作用机理。作为传统第一产业，农业领域普遍存在生产

收稿日期：2026-01-04 **修回日期：**2026-02-14
作者简介：骆君函，研究方向：产业政策与产业发展。

要素配置固化、产业链条分散化、数字基础设施薄弱等结构性短板，严重制约其高质量发展进程，亟需顺应时代改善农业新质生产力发展落后现状，推进数据要素与农村土地、劳动力、资金等其他要素的互动协同，推动数据要素的市场化进程，利用数据要素释放农业新质生产力发展红利。

基于此，本文将从理论与实证两个层面探析数据要素市场化对农业新质生产力发展的影响效应及机制，并进一步讨论影响效应可能存在的异质性。本文的贡献可能在于：第一，从数据要素市场化角度出发，讨论数据要素赋能农业新质生产力发展的影响，从理论上丰富和补充数据要素市场化和农业新质生产力的研究领域；第二，在机制检验上，重点考察农业技术进步率、土地流转效率及农民创业活跃度的中介效应，揭示数据要素市场化影响农业新质生产力发展的内在逻辑，深化对二者关系的核心理解；第三，基于区域与功能差异，细化考察了数据要素市场化对农业新质生产力发展的异质性影响，为各地区立足资源禀赋实施因地制宜、分类施策，精准培育农业新质生产力提供经验支撑与政策指引。

二、理论分析与研究假说

（一）数据要素市场化对农业新质生产力的直接效应

数据要素市场化通过驱动农业“劳动资料—劳动者—劳动对象”三要素的协同演进，为农业新质生产力的形成与发展提供了关键支撑。在劳动资料方面，数据要素市场化依托价值链整合推动农业劳动资料的智能化转型。数据交易平台对海量数据进行清洗、提取与解读[6]，将原始数据转化为可标准化应用的智能劳动资料[7]，不仅充分释放数据作为新型生产要素的价值潜能，也促进了其与土地、资本等传统生产要素深度耦合，共同构筑农业新质生产力的技术基座。在劳动者方面，数据要素市场化亦催生并壮大以“新农人”为代表的新型劳动者[8]，推动其决策模式从“经验依赖”向“数据驱动”的根本转变。通过显著降低农业知识与技术信息的获取门槛，数据交易平台的普及促进了数据要素在农业生产各环节的深度融合[9]，这不仅提升了农业经营主体的资源配置效率，也增强了其基于数据的创新决策能力，从而实现劳动者素质的跃升和全要素生产率的提高，为农业新质生产力注入强大的人力资本动能。在劳动对象方面，数据要素市场化同时重塑了农业劳动对象的属性与使用方式。围绕数据交易所和数据交易平台所衍生的数据合规咨询、交易撮合以及质量评估等多个领域的数商新生态，将原本分散、静默的农业数据转化为可交易、可复用、可流通的数字化资产，进而推动农业生产模式从传统经验型向智能集约化范式转型，持续夯实农业新质生产力的发展基础[10-11]。

（二）数据要素市场化对农业新质生产力的间接作用机制

第一，数据要素市场化能够推动农业技术创新与扩散[12]，从而促进农业新质生产力发展。这是由于数据要素市场化开创了一个开放且高效的数据交易与共享平台，显著降低相关数据的获取成本，减少重复实验，有效解决研发周期问题，并大幅提升知识获取与技术共享流通的速率[13]，驱动了从基础研究到应用开发的全链条农业技术进步与成果转化落地。数据要素市场化驱动农业技术供需动态耦合，依托市场化平台精准匹配研发资源与田间应用场景，实现农业技术创新与农业生产需求实时响应，加速农业技术进步，有效克服资源禀赋约束与传统技术落后的局限性，显著提高农业资源的利用效率[14]，提高新质生产力发展的积极性。此外，农业技术应用与“新农人”相结合形成互补性优势，显著提升农业生产的精准性与可控性，推动生产要素从传统粗放配置向高效协同转型[8]，提高单位土地产出的技术含量与附加值的同时有效地降低边际成本，成为农业新质生产力提升的关键引擎[15]。

第二，数据要素市场化通过提高土地流转效率对农业新质生产力发展起到积极作用。根据信息经济学理论，数据要素市场化配置通过促进信息交换流通并提供公开透明数据，降低信息不对称，解决传统农业土地流转中因“熟人网络”限制导致的供需断裂[16]。数据要素具有可复用性与即时同步性，市场化进程降低了交易与时间成本，加速闲置土地整合与要素流动[17]，促进了土地资源的高效流转与优化配置，对农业新质生产力形成有重要推动作用[18]。这是由于土地资源持

续性流转可以推动规模经营、整合分散资源、培育新型经营主体，进而促进农业机械化和现代化水平的提高[19]。而针对我国农业小规模、细碎化、分散化现状，数据交易平台所提供的土地供需动态匹配服务和市场化机制将鼓励更多的土地资源参与流转与配置，进而缓解资源环境约束并释放农业生产效能，最终驱动农业新质生产力升级。

第三，数据要素市场化能够加大农民创业活跃度从而引领农业新质生产力发展。一方面，数据要素市场化通过数字技术与多源零散数据融合[20-21]显著提升数字普惠金融可得性并降低金融信息壁垒[22]，有效缓解农民创业的融资约束，从而显著提高农民创业参与意愿。另外，依托数据要素的非排他性和非竞争性，数据要素市场化降低了农民创业在种植技术与管理经验上的获取成本，高精度的信息支持潜在创业者动态评估项目损益[23]，大幅降低创业决策的不确定性[24]，可以提升创业可行性与成功率。而农民创业在资源有限和技术积累不足的情况下，依托数据要素与传统生产要素的协同赋能，其成功范式将通过信息交互网络扩散，形成显著的正向同伴效应[25]，激发农民创业热情，为推动农业新质生产力提供人力支持。

基于上述分析，本文提出如下假设：

H1：数据要素市场化可以有效驱动农业新质生产力发展。

H2：数据要素市场化可以通过提高农业技术进步率、土地流转效率以及农民创业活跃度间接影响农业新质生产力发展。

三、研究设计

（一）模型设定

1. 基准回归模型

为考察数据要素市场化对农业新质生产力水平的影响，本文构建如下双重差分模型：

$$ANQP_{i,t}=\beta_0+\beta_1 CP_{i,t}+\lambda_j X_{i,t}+\gamma_t+\mu_i+\varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

模型中，下标i、t代表t年i地区。被解释变量$ANQP_{i,t}$表示农业新质生产力水平；核心解释变量$CP_{i,t}$表示数据要素市场化；$X_{i,t}$为一组控制变量；β_0、β_1、λ_j为估计系数，γ_t、μ_i分别为年份固定效应和地区固定效应，$\varepsilon_{i,t}$为随机扰动项。

2. 机制检验模型

为进一步检验数据要素市场化对农业新质生产力提升的间接作用路径，本文参考江艇[26]的研究建议，采用两步法并构建了如下传导机制模型：

$$M_{i,t}=\varphi_0+\varphi_1 CP_{i,t}+\rho_j X_{i,t}+\gamma_t+\mu_i+\varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中，$M_{i,t}$为机制变量，分别代表农业技术进步率、土地流转效率以及农民创业活跃度等变量，其他变量与模型（1）保持一致。

（二）变量选取

1. 被解释变量：农业新质生产力水平（*ANQP*）

考虑到农业新质生产力的基本内涵，本文借鉴王亚红和韦月莉[27]的研究，分别从科技、绿色和数字等方面构建农业新质生产力水平的综合评价指标体系（表1），并采用熵权—TOPSIS法对具体指标进行赋权测度。

2. 核心解释变量：数据要素市场化（*CP*）

本文依托《农业农村大数据试点方案》的政策冲击，构建政策虚拟变量（*treat*）、时间虚拟变量（*post*）及二者交互项（*CP*）以刻画数据要素市场化的政策效应。其中，政策虚拟变量（*treat*）为二元变量，依据是否开展数据要素市场化试点划分处理组与控制组：纳入试点的地区取值为1，未纳入试点的地区取值为0；时间虚拟变量（*post*）同样为二元变量，以政策执行年份为界区分政策实施阶段：2016年及以后年份取值为1，2016年之前年份取值为0。交互项（*CP*）由政策虚拟变量与时间虚拟变量交叉乘积得到，其估计系数直观反映数据要素市场化对被解释变量的净处理效应。

3. 控制变量

结合已有文献和数据可得性[28-32]，本文选用以下控制变量：（1）信息化水平（*IL*）；（2）农业固定资产投资水平（*AFA*）；（3）产业结构高级化（*ISA*）；（4）种植结构（*PS*）；（5）复种指数（*MCI*）；（6）经济发展水平（*GDP*）；（7）外商直接投资水平（*FDI*）；（8）金融发展水平（*FIN*）。

4. 机制变量

根据前文理论分析，机制变量包括如下：

表1 农业新质生产力评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	测算说明	指标属性
农业科技生产力	科技投入	农业机械化水平	农业机械化总动力	正
		农业财政投入比例	农林水财政支出/财政支出	正
		农业科技活动人数	R&D人数×（农林牧渔业总产值/GDP）	正
	科技产出	绿色食品认证数	当年绿色食品认证数	正
		休闲农业示范县比例	当年休闲农业示范县认证数/全国总县数	正
农业绿色生产力	资源消耗	化肥施用量	化肥施用量	负
		农药使用量	农药使用量	负
		农村人均用电量	农村用电量/乡村人口数	负
	环境污染	森林覆盖率	直接数据	正
		农业COD污染排放	农业COD污染排放比值/第一产业产值比值	负
		农业氨氮排放	农业氨氮排放比值/第一产业产值比值	负
农业数字生产力	数字基础设施	农村移动电话普及率	农村居民家庭平均每百户移动电话拥有量	正
		农村邮政通信服务水平	农村平均每一邮政营业网点服务人数	正
	数字产业化	农业农村数字基地	淘宝村数量	正
		农村消费品零售水平	乡村消费品零售额/全社会消费品零售额	正
	农业数字化	农村网络投资数量及规模	数字普惠金融县域投资指数	正
		农村网络支付数量及规模	数字普惠金融县域移动支付指数	正

（1）农业技术进步率（*ATC*），借鉴张金鑫和王红玲[33]的研究，采用农业（农林牧渔业）三类专利总和作为代理变量进行衡量；（2）土地流转效率（*LTE*），借鉴史常亮[34]的研究，采用各地区土地承包经营权流转面积占家庭承包经营耕地总面积的比值作为代理变量进行衡量；（3）农民创业活跃度（*FEA*），借鉴黄敦平和尹凯[35]的方法予以衡量。详细的变量定义如表2所示。

表2 变量说明

变量名称	符号	测算方式
农业新质生产力	*ANQP*	基于表1测算
数据要素市场化	*CP*	政策实施为1，否则为0
信息化水平	*IL*	电信业务总量/GDP
农业固定资产投资水平	*AFA*	农业固定资产投资额/全社会固定资产投资额
产业结构高级化	*ISA*	第三产业产值/第二产业产值
种植结构	*PS*	粮食播种总面积/农作物播种总面积
复种指数	*MCI*	农作物播种总面积/耕地总面积
经济发展水平	*GDP*	人均GDP取自然对数
外商直接投资水平	*FDI*	外商直接投资/GDP
金融发展水平	*FIN*	金融机构贷款余额/GDP
农业技术进步率	*ATC*	农业（农林牧渔业）三类专利总和
土地流转效率	*LTE*	土地承包经营权流转面积/家庭承包经营耕地总面积
农民创业活跃度	*FEA*	（农村私营企业就业人数＋个体就业人数）/乡村人口总数

（三）数据来源与描述性统计

本文数据来源于《中国统计年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》《中国农村统计年鉴》等历年公开统计数据库。对于个别地区的部分缺失数据，采用插值法补齐。由于西藏自治区的样本存在大量缺失值，因此未将其纳入研究范围，最终获取30个省份（不含港澳台地区）的平衡面板数据，变量的描述性统计结果如表3所示。数据要素市场化试点项目及其省份如表4所示。

表3 相关变量的描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
农业新质生产力（*ANQP*）	330	0.204	0.097	0.069	0.630
数据要素市场化（*CP*）	330	0.445	0.498	0	1
信息化水平（*IL*）	330	0.043	0.013	0.020	0.098
农业固定资产投资水平（*AFA*）	330	0.045	0.031	0	0.183
产业结构高级化（*ISA*）	330	1.388	0.750	0.611	5.244
种植结构（*PS*）	330	0.657	0.150	0.355	0.971
复种指数（*MCI*）	330	1.331	0.428	0.486	2.389
经济发展水平（*GDP*）	330	10.908	0.445	9.849	12.155
外商直接投资水平（*FDI*）	330	0.020	0.020	0	0.121
金融发展水平（*FIN*）	330	1.540	0.436	0.700	2.770
农业技术进步率（*ATC*）	330	0.319	0.316	0.005	1.665
土地流转效率（*LTE*）	330	0.345	0.169	0.041	0.922
农民创业活跃度（*FEA*）	330	0.288	0.454	0.022	2.846

表4 数据要素市场化试点项目及其省份

环节	试点项目	试点地区
数据开放共享	涉农数据共享	天津、上海、江苏、安徽、江西、山东、湖南、广东、广西、重庆、四川、贵州、云南、青海、新疆
特色数据库建立	单品种大数据建设	北京、重庆、四川、江西、辽宁、吉林、内蒙古、山东、上海、江苏、云南
多方合作共建	市场化建设与运营机制	河北、辽宁、吉林、江西、广西
深度融合应用	农业农村大数据应用	河北、辽宁、江苏、湖北、云南

四、实证分析

（一）基准回归

表5报告了数据要素市场化影响农业新质生产力的回归结果。结果表明数据要素市场化对农业新质生产力具有显著的正向促进作用，研究假说H1获得初步支持。然而，由于该模型未控制其他潜在影响因素，估计结果可能因遗漏变量而导致偏误。为增强结论的稳健性，本文在第（2）至（3）列中逐步加入了其他控制变量。结果显示，在纳入更多控制变量后，*CP*的估计系数依然始终保持正值，且在1%水平上显著为正，即回归结果依旧支持本文的研究假说H1。基于列（3）的实证结果为例，*CP*的估计系数为0.040，意味着数据要素市场化使得处理组的农业新质生产力水平相较于控制组提升了4.0%。

（二）稳健性检验

1. 平行趋势检验与动态效应分析

处理组和控制组满足平行趋势假设是应用双重差分模型的重要前提，具体到本文，即要求在各地区实施数据要素市场化政策前，处理组和控制组的农业新质生产力应保持基本一致的变化趋势。此外，基准回归结果尚无法揭示政策效果是否存在时滞，即从政策出台到产生实际影响之间的延迟效应。为对上述两方面进行验证，本文借鉴王立勇[36]、郑威和赵艺的研究成果[37]，采用事件分析法进行平行趋势检验。具体如下：

$$ANQP_{it}=\rho_0+\sum_{k=1}^{k=4}\rho_k pre_k_{it}+\rho_5 current_{it}+\sum_{d=1}^{d=6}\rho_d post_d_{it} \quad (4)$$

其中，时间虚拟变量为各地区首次受到数据要素市场化影响的前k年、当年和后d年的观测值，未受到数据要素市场化影响的虚拟变量均取值为0。

图1描绘了交互项的逐年回归系数及95%水平的置信区间。可以发现，在数据要素市场化政策实施前四年，各期回归系数均未通过10%水平的显著性检验，说明处理组和控制组在政策实施前的农业新质生产力变化趋势一致，无显著差异，符合平行趋势检验的要求。政策实施后，回归系数自第一年起即显著为正，并呈现持续递增态势，说明数据要素市场化对农业新质生产力不

表5 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
CP	0.043**	0.045***	0.040***
	(0.016)	(0.016)	(0.012)
IL	3.900*	4.032**	3.441*
	(1.950)	(1.966)	(1.765)
AFA	−0.512***	−0.538***	−0.671***
	(0.170)	(0.177)	(0.178)
ISA		−0.002	0.012
		(0.026)	(0.024)
PS		−0.145	−0.045
		(0.130)	(0.099)
MCI			0.058**
			(0.024)
GDP			0.092
			(0.085)
FDI			0.470**
			(0.207)
FIN			0.055*
			(0.032)
_cons	0.041	0.134	−1.096
	(0.082)	(0.105)	(0.985)
年份固定效应	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制
N	330	330	330
R^2	0.914	0.915	0.935

注：*、**、*** 分别代表在10%、5%、1%水平上显著，括号内为稳健标准误。下同

仅具有即时促进效应，还表现出持续增强的动态影响。作为一项农业信息化试点示范类政策，数据要素市场化的发挥作用过程体现出明显的累积性和持续性特征，其影响随时间推移逐步扩大和深化。

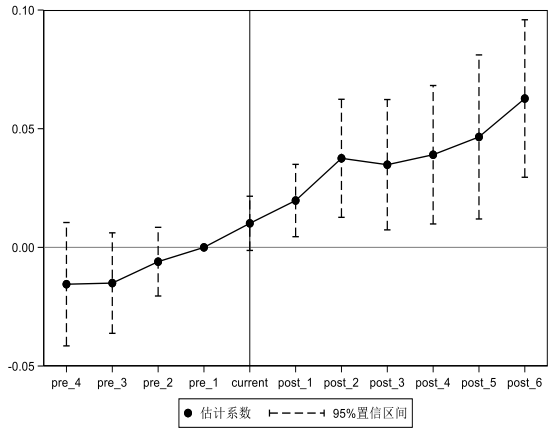


图1 动态效应分析

2. 安慰剂检验

尽管动态效应分析基本可以确定农业新质生产力水平提升是数据要素市场化的结果，但为了排除偶然性因素对基准结果的干扰，本文借鉴Ferrara等[38]与刘贯春等[39]的做法进行了安慰剂检验。具体而言，本文通过随机抽样方式生成虚拟处理组与控制组，并构建对应的虚假处理变量以实施安慰剂检验。为保障检验结果的可靠性，上述随机抽样与变量构造过程重复进行500次。如图2所示，500次安慰剂检验的估计系数主要分布于−0.010至0.010区间内，且呈现以0为中心的集中分布特征；同时，绝大多数估计系数的p值大于0.1，表明其统计显著性不足。尤为关键的是，基准回归的真实估计值显著处于核密度函数分布范围之外。上述结果共同印证，基准回归结论并非由随机偶然因素驱动，研究结论具备较强的稳健性。

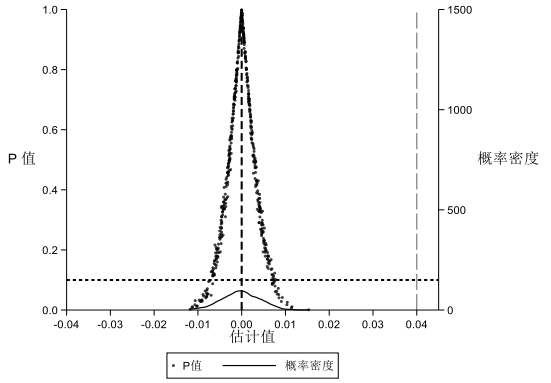


图2 安慰剂检验

3. PSM-DID检验

由于发展较好的地区可能本身更注重农业高质量发展，因此不同省份在农业新质生产力发展上存在系统性差异，导致模型存在选择性偏差问题。为缓解双重差分估计中可能存在的选择性偏差，本文进一步利用倾向匹配得分法（PSM）进行稳健性检验。具体而言，本文将前文界定的控制变量纳入协变量体系，通过Logit模型估算样本倾向得分，随后采用1：1最近邻匹配法筛选样本，以最大限度弱化不同省份在农业新质生产力发展层面的系统性差异。表6 Panel A列示了Logit模型的估计结果；为验证倾向得分匹配（PSM）的有效性，本文进一步对协变量实施匹配前后的平衡性检验。结果显示，匹配后处理组与控制组各协变量的组间差异显著缩减，表明匹配质量达标。基于匹配后的样本重新估计模型（1），回归结果如表6 Panel B所示。数据要素市场化的估计系数仍保持统计显著为正，这表明数据要素市场化对农业新质生产力发展的促进效应稳健存在，进一步佐证了基准回归结论的可靠性。

在进行最近邻倾向得分匹配后，本文绘制了处理组与控制组的核密度函数曲线（图3）。匹配前的核密度分布如图3（a）所示，处理组样本的倾向得分分布较为分散，而控制组则明显左偏且分布集中，两组概率密度存在显著差异。若直接在此样本基础上进行估计，将不可避免地导致严重的选择性偏误。匹配后的核密度分布如图3（b）所示，处理组与控制组的倾向得分分布已高度接近，表明匹配后两组在可观测特征上趋于平

表6 PSM-DID结果

Panel A：PSM过程						Panel B：DID估计	
变量	Logit模型	协变量平衡测试				变量	*ANQP*
		是否匹配	处理组	控制组	偏差（%）		
IL	−86.909***	否	0.039	0.051	−88.0	*CP*	0.036**
	(14.853)	是	0.043	0.042	7.7		(0.016)
AFA	−0.924	否	0.040	0.055	−48.3	控制变量	是
	(5.366)	是	0.049	0.046	8.9	年份固定效应	是
ISA	0.527	否	1.421	1.311	15.8	地区固定效应	是
	(0.353)	是	1.214	1.172	5.9	N	89
PS	−0.654	否	0.649	0.674	−16.3	R^2	0.963
	(1.144)	是	0.650	0.678	−18.0		
MCI	1.483***	否	1.423	1.115	78.9		
	(0.520)	是	1.285	1.285	0.7		
GDP	1.723***	否	10.982	10.734	60.6		
	(0.479)	是	10.75	10.722	6.8		
FDI	−4.043	否	0.022	0.014	42.9		
	(8.443)	是	0.019	0.019	−3.3		
FIN	−0.143	否	1.484	1.67	−42.6		
	(0.557)	是	1.451	1.382	16.0		
_cons	−15.763***						
	(4.765)						
N	330						
Pseudo. R^2	0.282						

衡，样本选择性偏差问题得到有效缓解。此外，平衡性检验结果也显示，绝大多数协变量在匹配后的标准化偏差显著降低，满足共同支撑假设的要求。总体而言，两组样本匹配效果良好，为后续估计提供了更可靠的数据基础。

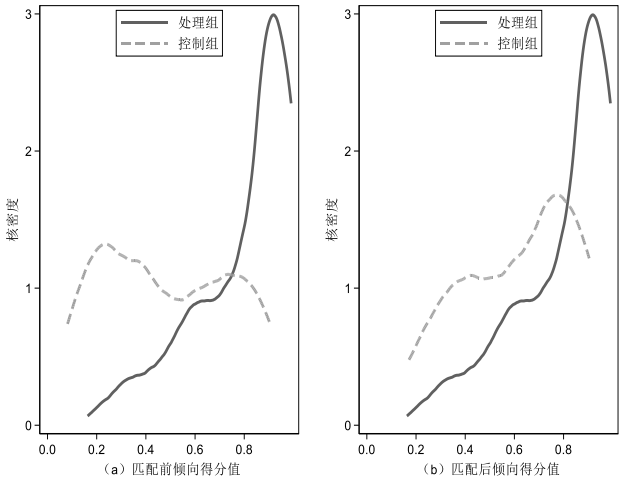


图3 匹配前后倾向得分值的概率分布密度函数图

4. 内生性工具变量检验

本文借鉴黄群慧等[40]的研究思路，采用各地区1984年邮电业务量作为工具变量（IV）的基础性指标。从相关性来看，历史上地区邮电业务量较高意味着该地区对信息沟通的需求更强，且邮电系统作为早年承担铺设固话线路任务的主力，是拨号上网等早期数据基础设施的关键提供者，因此能够反映地区信息基础设施禀赋并直接影响当代数据要素市场化的基础条件；从外生性来看，邮电作为社会基础设施，主要为民众提供通信服务，并不直接影响农业新质生产力发展，同时1984年距研究样本期较远满足外生性条件。此外，各省份邮电业务总量数据不具备时变属性，为此，将1984年邮电业务总量与年份变量进行交乘处理后，纳入模型开展回归分析。结果如表7所示，证明了本文工具变量选取的合理性和有效性。据此，在使用工具变量法对潜在的内生性问题进行缓解处理后，数据要素市场化对农业新质生产力促进作用的结论仍然稳健。

5. 排除其他政策干扰与样本选择偏差

除上述检验之外，本文还从排除同期政策干扰与调整样本构成两个角度进行了稳健性测试。首先，为控制同期其他政策可能带来的混淆效应，本文重点考虑了2015—2016年分两批实施的国家级大数据综合试验区（*Policy1*）以及2014—2016年分三批开展的农村土地经营权流转试点（*Policy2*）。这两项政策可能分别通过加快数字基础设施布局和推动土地规模化经营，对数据要素市场化与农业新质生产力产生间接影响。为此，本文在模型中进一步加入了*Policy1*和*Policy2*的政策虚拟变量。表8第（1）和（2）列的回归结果显示，在控制上述政策效应后，*CP*的估计系数符号和统计显著性均与基准回归结果一致，表明原有结论具有良好的稳健性。其次，为缓解极端值以及特殊样本对估计结果的影响，本文通过两种方式调整样本：一是对所有连续型控制变量进行1%分位上的双侧缩尾处理，二是剔除直辖市样本。表8第（3）和（4）列的回归结果显示，在分别经过这两种处理后，*CP*的估计系数符号和统计显著性均与基准估计结果一致，说明实证结果稳健可靠。

五、机制检验与异质性分析

（一）机制检验

基准回归结果证明了数据要素市场化对农业新质生产力的显著作用，接下来本文从农业技术进步率、土地流转效率以及农民创业活跃度三个维度，对数据要素市场化影响农业新质生产力的间接作用机制进行验证。回归结果如表9所示。

表9列（1）汇报了数据要素市场化与农业技

表7 内生性检验回归结果

变量	(1) 第一阶段*CP*	(2) 第二阶段*ANQP*
CP		0.224***
		(0.067)
IV	0.054***	
	(0.012)	
控制变量	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
地区固定效应	控制	控制
K-P rk LM		7.144
		[0.007]
K-P rk Wald F		20.719

术进步率之间的检验结果。可以看出，*CP*的估计系数在1%统计水平下显著为正，表明数据要素市场化可以显著促进农业技术进步率。这一发现揭示了数据要素市场化通过促进农业技术进步率这一中介路径，对农业新质生产力产生间接影响。作为多维度、多阶段演进的系统工程，新质生产力的形成本质上依赖相关技术进步投入的持续性与知识溢出效应的协同性。而农业技术正是打破传统农业生产要素约束并推进农业新质生产力发展的核心驱动力。具体而言，数据要素市场通过降低农业技术知识的获取成本与传播壁垒，使各地区得以高效整合分布式农业技术数据资源，利用数据要素的非竞争性特征突破传统知识传播的空间约束，强化农业信息要素的溢出效应、示范效应和协同效应，提升农业技术进步水平和效率，为农业新质生产力提供技术基础。

表8 稳健性检验回归结果

变量	(1) 排除其他政策的影响1	(2) 排除其他政策的影响2	(3) 调整样本1	(4) 调整样本2
CP	0.040***	0.041***	0.036***	0.038***
	(0.014)	(0.012)	(0.012)	(0.012)
Policy1	−0.001			
	(0.012)			
Policy2		0.003		
		(0.011)		
_cons	−1.026	−1.091	−1.160	−1.028
	(0.941)	(0.990)	(1.056)	(1.025)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
N	330	330	330	286
adj. R^2	0.924	0.935	0.930	0.931

表9列（2）汇报了数据要素市场化与土地流转效率之间的检验结果。可以看出，*CP*的估计系数在1%统计水平下显著为正，表明数据要素市场化可以显著促进土地流转效率。这一发现揭示了数据要素市场化通过提高土地流转效率这一中介路径，对农业新质生产力产生间接影响。土地作为农业生产的基本要素，其合理配置和规模效应是农业新质生产力形成的重要基础。具体而言，数据要素市场化通过整合零散孤立的地块信息，并提供海量精确的土地数据和经营主体需求信息，高效匹配土地供给与经营主体的综合能力，驱动土地流转与碎片化资源整合，打破传统碎片化经营对农业生产效率的瓶颈制约，推动农业产业链由分散式劳动密集型向集聚式知识密集型转型，从而有效提升土地资源的利用效率。最终，土地流转效率的提升通过优化资源配置和促进技术进步，为农业新质生产力的形成提供了物质基础。

表9列（3）汇报了数据要素市场化与农民创业活跃度之间的检验结果。可以看出，*CP*的估计系数在1%统计水平下显著为正，表明数据要素市场化可以显著促进农民创业活跃度。这一发现揭示了数据要素市场化通过促进农民创业活跃度这一中介路径，对农业新质生产力产生间接影

响。农民创业者作为最贴近农业生产实践的主体，能够有效发挥人力资本集聚所产生的知识溢出效应，推动科技成果向新产品的转化，催生新业态和新模式。具体而言，数据要素市场化通过提供透明的供需信息匹配以及优化数据资源的获取与利用，降低创业门槛和风险。同时，农民创业者借助数据要素的赋能作用，能够更好地激活传统生产力来整合农业产业链资源，同时为现代科技如无人机、智能农机等的应用提供广阔的市场空间，推动农业生产经营模式的创新，激发农村地区的内生发展动力，促进农业供给侧结构性改革和经济高质量发展。这不仅为农业新质生产力的形成提供了重要支撑，也为乡村振兴和农业农村现代化注入了新的活力。以上结果验证了假说H2。

表9 作用机制检验回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	ATC	*LTE*	*FEA*
CP	0.135***	0.072***	0.167***
	(0.046)	(0.019)	(0.057)
ATC			
LTE			
FEA			
_cons	−3.691	2.765**	2.612
	(2.191)	(1.086)	(3.838)
控制变量	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制
N	330	330	330
adj. R^2	0.881	0.952	0.952

（二）异质性分析

1. 区域异质性

鉴于我国不同区域在经济发展阶段、产业结构布局以及科技资源禀赋等方面存在显著差异，数据要素市场化对农业新质生产力的影响可能因此呈现区域异质性。为系统识别此类差异，本文依据国家统计局的划分标准，将30个省份分为东部、中部、西部及东北地区，并在控制年份效应和地区效应的基础上进行分样本回归，以考察数据要素市场化对农业新质生产力的区域差异。

结果如表10所示，东部、中部、西部和东北地区的估计系数依次为0.035、0.035、0.002与0.005。从统计显著性来看，中部地区在1%的水平下显著为正，东北地区在5%的水平下显著为正，而东部和西部地区未通过显著性检验。这说明，数据要素市场化对农业新质生产力的促进作用具有明显的区域异质性，目前积极效应主要集中在中部地区和东北地区。

可能的原因在于，东部地区由于经济发达、数字化基础良好，农业现代化水平相对较高，数据要素投入的边际效益已进入递减区间，加之农业在经济结构中占比较低，数据要素市场化所带来的变革效应在整体经济中显现的空间也相对有限。相比之下，中部地区凭借近年来持续完善的数字基础设施与市场配套体系，与东部数字化差距不断缩小，同时农业在经济中仍占重要地位，为数据要素赋能提供了广阔空间和较高边际收益，因而呈现显著积极效应。西部与东北地区虽同属农业比重较高区域，且均在一定程度上面临数字基础设施覆盖不足的制约，但数据要素市场化对农业新质生产力的影响效果存在明显差异。西部地区受限于数字基础设施覆盖不足、数据流通机制不畅及科技承接能力薄弱，数据要素市场化对农业新质生产力的积极效应尚未充分释放。

东北地区作为国家粮食主产区和现代农业示范基地，农业经营体系较为健全，规模化、组织化程度相对较高，在一定程度上缓解了基础设施不足的制约，为数据要素的集成应用与规模化场景落地提供了更有利的条件，从而促使数据要素市场化在推动农业新质生产力提升中较快发挥出显著效果。

表10　区域异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	东部地区	中部地区	西部地区	东北地区
CP	0.035	0.035***	0.002	0.005**
	(0.035)	(0.006)	(0.005)	(0.001)
_cons	−5.977***	0.651	−0.368	0.643
	(1.251)	(0.551)	(0.323)	(0.349)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
N	110	66	121	33
adj. R^2	0.980	0.988	0.982	0.996

2. 功能异质性

鉴于我国不同省份在国家粮食安全战略中的功能定位存在显著差异，其农业产业结构、政策支持重点与数据应用场景亦有所不同，数据要素市场化对农业新质生产力的影响可能因此呈现功能异质性。为系统识别此类差异，本文依据《国家粮食安全中长期规划纲要（2008—2020年）》的划分标准，将30个省份分为粮食主销区、粮食主产区和粮食产销平衡区，并在控制年份固定效应和地区固定效应的基础上进行分样本回归，以考察数据要素市场化对农业新质生产力的功能差异。

结果如表11所示，粮食主销区、粮食主产区、粮食产销平衡区的估计系数分别为0.046、0.020和0.011。从统计显著性来看，仅粮食产销平衡区在10%的水平上显著为正，而粮食主销区和粮食主产区均未通过显著性检验。这说明，数据要素市场化对农业新质生产力的促进作用具有明显的功能异质性，目前积极效应主要集中在粮食产销平衡区。

究其原因，粮食产销平衡区需同时兼顾生产与消费平衡，数据要素的市场化有助于打通区域内产销信息壁垒，优化农业资源配置和市场响应效率，从而在边际上显著提升农业新质生产力。相比之下，粮食主销区虽具备良好的经济与信息化基础，但由于农业在经济结构中占比较低，数据要素市场化虽能赋能下游加工与流通环节，却难以充分渗透至农业生产核心领域，导致其对农业新质生产力的边际贡献相对有限；粮食主产区则因核心职能集中于生产环节，而当前数据要素市场的供给更侧重于流通与交易环节，与其在生产端的迫切需求存在结构性错位，加之数据基础设施薄弱、经营主体数字化能力有限，导致数据要素未能有效转化为农业新质生产力的提升动力。

六、结论与政策建议

农业新质生产力是现代化新征程中实现农业现代化目标的关键手段之一。基于2012—2022年中国30个省份的面板数据，本文从数据要素市场化的视角出发，采用双重差分法实证检验了数据要素市场化对农业新质生产力的影响、作用机制以及异质性分析。首先，从基准回归结果来看，数据要素市场化能够促进农业新质生产力的发展，该结论经过一系列稳健性检验后仍成立。其次，从机制检验结果来看，数据要素市场化通过三条路径推动农业新质生产力的发展：一是促进农业技术进步率，其通过构建农业物联网、大数据平台等数据基础设施，降低农业技术知识获取成本与传播壁垒，强化技术溢出协同效应，为农业新质生产力注入持续性技术动能；二是促进土地流转效率，通过大数据交易平台、智能分析等

表11 功能异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)
	粮食主销区	粮食主产区	粮食产销平衡区
CP	0.046	0.020	0.011*
	(0.040)	(0.015)	(0.005)
_cons	−7.795***	−0.183	0.287
	(1.272)	(1.244)	(0.274)
控制变量	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制
N	77	143	110
adj. R^2	0.980	0.946	0.982

现代信息工具整合碎片化土地信息推动土地要素与技术进步协同，夯实地区农业新质生产力的规模经济与要素配置效率基础；三是促进农民创业活跃度，通过数据要素市场化提供透明的供需信息匹配，降低创业门槛与试错风险，激发农民更好地整合农业产业链资源，推动农业生产经营模式的创新，构筑农业新质生产力的内生动力。此外，从异质性结果来看，数据要素市场化因地理区位与农业功能定位，使该政策对中部地区、东北地区和粮食产销平衡区促进作用更大。

基于此，本文提出如下政策建议：

第一，以数据要素市场化为核心底座，系统性破除农业技术壁垒。首先，亟需由科技部、农业农村部与国家数据局联合牵头，完善涉农科研数据标准化开放共享体系与市场化运行机制，引导科研机构、企业和农户上传高价值数据，形成全域覆盖、实时更新的国家级农业技术数据库。同时，大力推动建设全国性农业数据要素交易平台，促进农业知识、专利信息转化为可交易、可追溯的标准化数据产品，显著降低数据获取与应用门槛。其次，强化平台对技术落地的支撑功能。一方面通过增设面向小农户的技术适配子平台，确保技术普惠性，显著提升农业技术研发效率；另一方面，针对国家资源环境战略，设立农业低碳技术数据交易专区，将绿色约束内化为技术迭代方向。此外，还需继续完善配套政策与监管制度，同步防范垄断与数据滥用风险。

第二，以数据要素市场化为核心引擎，全面推进土地要素数字化改革。首先，自然资源部与农业农村部可依托国家级国土空间基础信息平台和农地流转数据平台，将碎片化农地的权属、质量及流转信息进行全面智能化归集、分级确权与质量评级，并将结果统一纳入国家数据要素市场目录，实现数据与土地要素协同定价和高效流转。其次，设立国家农地数据流通基础设施专项基金，用于降低跨区域土地流转成本和提升土地流转效率，进一步强化数据与土地要素的协同定价能力。最后，重点保障小农户及老龄群体权益与参与度，通过部署基层适农化交易终端、建立可信数据代理与授权服务机制，提升其参与度和交易效率，充分释放土地规模经营与新质生产力的乘数效应。

第三，以数据要素市场化为关键支撑，有效激发农民创业活力。首先，可依托全国统一农业数据要素登记交易体系，整合市场、技术、金融等多维涉农数据资源，为农户建立创业数据账户，优化创业画像模型，精准匹配资源与识别风险。其次，设立创业数据共享激励子市场，鼓励分享创业案例与市场数据，形成动态创业决策支持工具包。最后，亟需将县、乡、村三级创业数字服务站纳入国家数据基础设施体系，提供数据接入、工具应用、数字认证辅导与风控培训等全方位服务，显著提升农民数字素养与创业韧性，从源头降低创业门槛与试错风险。

第四，坚持“因地制宜、精准施策”的原则，制定差异化、协同化的数据要素市场化推进策略。建议由国家数据局与农业农村部统筹协调，基于各区域资源禀赋、功能定位、产业特色与发展阶段，开展分类试点与示范，强化经验扩散与风险管控。具体而言，可依托“东数西算”等国家工程，推动算力与农业数据资源在跨区域间高效协同，促进数据要素在更大范围内优化配

置，从而逐步扩大和深化数据要素市场化对农业新质生产力的促进效应。在实施过程中，需注重与粮食功能区战略的衔接：粮食主产区重点推动生产端数据赋能与规模化应用，粮食主销区强化市场数据与消费反馈对产业链的牵引作用，产销平衡区着力构建生产、销售与数据的融合机制，促进区域供需高效匹配。最终，通过“功能互补、梯次推进”的思路，统筹国家地理区划与农业战略功能分区，形成由东向西、由流通到生产、由示范到普惠的协调发展格局。

参 考 文 献

[1] 郑国强，张馨元，赵新宇. 数据要素市场化能否促进企业绿色创新？——基于城市数据交易平台设立的准自然实验[J]. 上海财经大学学报，2024，26（3）：33-48.

[2] 戴魁早，王思曼，黄姿. 数据交易平台建设如何影响企业全要素生产率[J]. 经济学动态，2023（12）：58-75.

[3] 王嘉奇. 新质生产力、数据要素市场化与中国式产业现代化[J]. 经济问题探索，2025（3）：36-48.

[4] 万莹莹，吴文俊，王玉斌. 组织创新与农业新质生产力提升的理论逻辑和实践探索——以安徽省淮南市为例[J]. 农林经济管理学报，2025，24（6）：830-839.

[5] 郭晓辉. 财政支持新质生产力发展：理念转变、着力点与关键任务[J]. 地方财政研究，2025（4）：19-27.

[6] 刘涛雄，张亚迪，戎珂，等. 数据要素成为中国经济增长新动能的机制探析[J]. 经济研究，2024，59（10）：19-36.

[7] 刘奕，李清逸，姜莱. 基于数据价值链的数据要素交易机制创新研究[J]. 学习与探索，2023（4）：88-97.

[8] 黄先海，黄雨晗，虞柳明. 人工智能赋能农业新质生产力：实现逻辑、运行机制与跃升路径[J]. 中国农村经济，2025（7）：3-22.

[9] 张蕴萍，栾菁. 数字经济赋能乡村振兴：理论机制、制约因素与推进路径[J]. 改革，2022（5）：79-89.

[10] 张海鹏，王智晨. 农业新质生产力：理论内涵、现实基础及提升路径[J]. 南京农业大学学报(社会科学版)，2024，24（3）：28-38.

[11] 冯永琦，林凰锋. 数据要素赋能新质生产力：理论逻辑与实践路径[J]. 经济学家，2024（5）：15-24.

[12] 龚勤林，乔涛，冷玉婷. 数字经济与农业全要素生产率：技术进步和要素流动的视角[J]. 华中农业大学学报(社会科学版)，2025（2）：15-27.

[13] Almeida R，Fernandes A M. Openness and technological innovations in developing countries：evidence from firm-level surveys[J]. The Journal of Development Studies，2008，44（5）：701-727.

[14] Liang J，Qiao C. Digital economy and high-quality agricultural development：mechanisms of technological innovation and spatial spillover effects [J]. Sustainability，2025，17（8）：1-28.

[15] 马晓河，杨祥雪. 以加快形成新质生产力推动农业高质量发展[J]. 农业经济问题，2024（4）：4-12.

[16] 李凤梅，刘丹彤. 农村土地流转：内涵辨析、机制障碍与推进路径[J]. 自然资源情报，2025（8）：50-56.

[17] 张广辉，李玖玲. 数字乡村建设与农地流转：影响机制、现实困境与实施策略[J]. 农村经济，2023（5）：47-56.

[18] 杨颖. 发展农业新质生产力的价值意蕴与基本思路[J]. 农业经济问题，2024（4）：27-35.

[19] Wu Y，Zhang W. The impact of land transfer on sustainable agricultural development from the perspective of green total factor productivity[J]. Sustainability，2024，16（16）：1-27.

[20] 贺建风，周玉兰. 数据要素市场化、新质生产力与城乡共同富裕——基于数据交易平台设立的准自然实验[J]. 经济问题探索，2025（5）：91-109.

[21] 生吉萍，莫际仙，于滨铜，等. 区块链技术何以赋能农业协同创新发展：功能特征、增效机理与管理机制[J]. 中国农村经济，2021（12）：22-43.

[22] 赵佳佳，魏娟，刘天军. 数字乡村发展对农民创业的影响及机制研究[J]. 中国农村经济，2023（5）：61-80.

[23] Huang Z X，Savita K S，Zhong J J. The business intelligence impact on the financial performance of start-ups [J]. Information Processing & Management，2022，59（1）：102761.

[24] 沈坤荣，林剑威. 链“岛”成“陆”：公共数据开放的技术创新效应研究[J]. 管理世界，2025，41（2）：83-104.

[25] Songsermsawas T，Baylis K R，Chhatre A. Effects of peers on agricultural productivity in rural northern India[C]. Annual Meeting，2014.

[26] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济，2022（5）：100-120.

[27] 王亚红，韦月莉. 农业新质生产力对农民增收的影响[J]. 农林经济管理学报，2024，23（4）：446-455.

[28] 熊春林，李漱，刘俏. 农业农村大数据政策何以促进农民增收？[J]. 农业经济与管理，2024（6）：

131-143.
[29] 李子成，王珏，董燕燕. 数据要素赋能新质生产力发展——基于企业数字化和创新资源配置的中介效应[J]. 金融与经济，2024（10）：38-49.
[30] 陈慧卿，曾福生. 农业新质生产力对农业现代化发展的影响研究[J]. 农业经济与管理，2024（3）：27-41.
[31] 彭继权，吴海涛，宋嘉豪，等. 农业机械化水平对湖北农户耕地复种指数的影响[J]. 中国生态农业学报(中英文)，2019，27（3）：380-390.
[32] 杨怡，吴丽玉，张齐家，等. 数字普惠金融对农业绿色增长的影响——兼论农村人力资本投资的调节作用[J]. 经济问题探索，2022（6）：165-180.
[33] 张金鑫，王红玲. 环境规制、农业技术创新与农业碳排放[J]. 湖北大学学报(哲学社会科学版)，2020，47（4）：147-156.
[34] 史常亮. 土地流转对农业高质量发展的影响——基于绿色全要素生产率视角[J]. 自然资源学报，2024，39（6）：1418-1433.
[35] 黄敦平，尹凯. 数字普惠金融发展能否提升农村创业活跃度[J]. 金融与经济，2023（8）：43-53.
[36] 王立勇，祝灵秀. 贸易开放与财政支出周期性——来自PSM-DID自然实验的证据[J]. 经济学动态，2019（8）：40-55.
[37] 郑威，赵艺. 大数据综合试验区能否促进新质生产力发展？——基于政府治理水平与市场交易效率的双重视角[J]. 电子政务，2025（1）：100-112.
[38] Ferrara E L，Chong A，Duryea S. Soap operas and fertility：evidence from Brazil[J]. American Economic Journal：Applied Economics，2012，4（4）：1-31.
[39] 刘贯春，叶永卫，张军. 社会保险缴费、企业流动性约束与稳就业——基于《社会保险法》实施的准自然实验[J]. 中国工业经济，2021（5）：152-169.
[40] 黄群慧，余泳泽，张松林. 互联网发展与制造业生产率提升：内在机制与中国经验[J]. 中国工业经济，2019（8）：5-23.

How does data factor marketization drive the development of new quality productive forces in agriculture

Luo Junhan，Li Yankai

（*School of Economics*，*Hangzhou Normal University*，*Hangzhou* 311121，*China*）

Abstract：Using the implementation of the "Pilot Program for Agricultural and Rural Big Data" as a quasi natural experiment，based on the panel data from 30 provinces in China from 2012 to 2022，this study empirically test the impact and mechanism of data factor marketization on the development of agricultural new-quality productivity. Research has found that the marketization of data factors significantly and positively drives the development of agricultural new-quality productivity. The mechanism test results indicate that the marketization of data factors can indirectly promote the improvement of agricultural new-quality productivity through three paths：improving the rate of agricultural technological progress，optimizing land transfer efficiency，and activating farmers′ entrepreneurial vitality. Heterogeneity analysis shows that the promotion effect of data factor marketization on agricultural new- quality productivity is more significant in the central and northeastern regions；Compared to the main grain sales areas and production areas，the grain production and sales balance area is more significant. The conclusion not only expands the relevant research on the driving factors of agricultural new quality productivity，but also provides policy guidance for the government to adapt to local conditions and deepen the market-oriented reform of data factors.

Keywords：Data factor；Marketization；Agriculture；New quality productive forces